

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA E CIÊNCIAS ATUARIAIS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ATUARIAIS

Frederico Mendonça França

**TEORIA DA RUÍNA: UM ESTUDO DE CASO NA SAÚDE SUPLEMENTAR DE
SERGIPE**

São Cristóvão - SE

2017

Frederico Mendonça França

**TEORIA DA RUÍNA: UM ESTUDO DE CASO NA SAÚDE SUPLEMENTAR DE
SERGIPE**

Trabalho de conclusão de curso de graduação apresentado ao Departamento de Estatística e Ciências Atuariais da Universidade Federal de Sergipe como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Atuariais.

Orientador: Msc. Cristiane Toniolo Dias
Coorientador: Msc. Marcelo Coelho de Sá

São Cristóvão
2017

Frederico Mendonça França

**TEORIA DA RUÍNA: UM ESTUDO DE CASO NA SAÚDE SUPLEMENTAR DE
SERGIPE**

Trabalho de conclusão de curso de graduação apresentado ao Departamento de Estatística e Ciências Atuariais da Universidade Federal de Sergipe como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Atuariais.

Aprovado em: ____ de _____ de _____.

BANCA EXAMINADORA

Msc. Cristiane Toniolo Dias – Universidade Federal de Sergipe

Msc. Marcelo Coelho de Sá – Universidade Federal de Sergipe

Msc. Vanessa Kelly dos Santos – Universidade Federal de Sergipe

RESUMO

Tendo em vista o grande número de operadora de plano de saúde entrando no estágio de insolvência no Brasil, o presente trabalho se propõe a aplicação de uma metodologia afim de que possa auxiliar as empresas em áreas como: previsão da insolvência, contingenciamento e avaliação atuarial. O estudo valeu-se de dados reais, no período de janeiro de 2015 a dezembro de 2015 de uma operadora de médio porte localizada na região Nordeste. As simulações visaram aferir a probabilidade de ruína no horizonte finito de dez anos, utilizando o método de Monte Carlo, com 10.000 iterações, verificaram-se os impactos com as flutuações das variáveis aleatórias tais como: geração e aumento dos custos assistenciais, geração e aumento das despesas administrativas e aumento da reserva de risco. Como objeto de comparação dos resultados finais, criou-se três cenários diferentes propondo reajustes de prêmios (10%, 12% e 12-10%). Por fim, conclui-se com esta pesquisa que a simulação atingiu o objetivo proposto e análise dos seus resultados produzem resultados satisfatórios, dentre eles os principais: contribuir com o conhecimento gerado sobre o assunto e sua aplicação na gestão atuarial de uma empresa.

Palavras-chave: Probabilidade de Ruína, Saúde Suplementar, Simulação de Monte Carlo. Gestão de Risco, Avaliação Atuarial

ABSTRACT

Considering the large number of health plan operators entering the insolvency stage in Brazil, the present work proposes the application of a methodology in order to assist companies in areas such as: insolvency forecast, contingency and actuarial evaluation. The study was based on real data, from January 2015 to December 2015 of a medium-sized operator located in the Northeast region. The simulations aimed to measure the probability of ruin in the 10-year finite horizon, using the Monte Carlo method, with 10,000 iterations, checking the impacts with fluctuations of the random variables such as generation and increase of assistance costs, generation and increase of administrative expenses and increase of the risk reserve. As a comparison of the final results, three different scenarios were created proposing premium readjustments (10%, 12% and 12-10%). Finally, it is concluded with this research that the simulation reached the proposed objective and analysis of its results produce satisfactory results, among them the main ones: to contribute with the knowledge generated about the subject and its application in the actuarial management of a company.

Keywords: Ruin Probability, Supplementary Health, Simulation of Monte Carlo, Risk Management, ActuarialEvaluation.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Distribuições empíricas por geração de número aleatórios com distribuição normal $N(10,1)$, para diferentes tamanhos de amostra ($M = 50$, posição superior, e $M = 10^3$, na posição inferior da tabela).....	17
Gráfico 1 – Evolução do processo de ruína.....	21
Gráfico 2 – Exemplo do processo de ruína.....	23
Gráfico 3 – Frequência dos Sinistros Médios Simulados (período janeiro a dezembro de 2015).....	27

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Custos Assistenciais (janeiro a dezembro de 2015).....	27
Tabela 2 – Probabilidade de ruína e suas iterações em 10 anos com reajuste de 10%.....	28
Tabela 3 – Probabilidade de ruína e suas iterações em 10 anos com reajuste de 12%.....	29
Tabela 4 – Probabilidade de ruína e suas iterações em 10 anos com um reajuste mixado (12%, 11%, 10%).....	30
Tabela 5 – Premissas e variáveis definidas para as Simulações.....	31

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
1.1 Objetivo Geral.....	11
1.2 Objetivos Específicos.....	11
1.3 Justificativa	12
3REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1 Processo Estocástico	13
2.2 Processo de Poisson	14
2.3 Simulação de Monte Carlo.....	15
2.4 Teoria do Risco	17
3 A TEORIA DA RUÍNA.....	19
3.1 O processo de ruína.....	20
3.2 Fatores que influenciam o processo de ruína	22
4 METODOLOGIA.....	25
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	28
5.1 Reajuste de 10% sobre o valor dos prêmios	28
5.2 Reajuste de 12% sobre o valor dos prêmios	29
5.3 Reajuste mixado (12%, 11%, e 10%) sobre o valor dos prêmios	30
5.4 Comparativo das simulações.....	31
6 CONCLUSÕES.....	33
REFERÊNCIAS	35

1. INTRODUÇÃO

A Teoria da Ruína é um ramo da Teoria do Risco, em Ciências Atuariais, aplicado nas atividades de seguros, fundos de pensão, gestão econômica e empresarial. Uma das principais ferramentas de precificação de seguros são os processos estocásticos que modelam as reservas de uma companhia e a probabilidade de ruína tem sido fundamental nesses cálculos. A incerteza referente ao fato da capacidade de as seguradoras cumprirem as suas obrigações, ou seja, o momento em que a empresa necessita pagar qualquer um dos sinistros ocorridos, é um dos focos desse estudo, tendo como base um tempo finito (REIS, 2001).

Com eventuais crises e crescentes incertezas, estudos que permitam uma maior segurança, principalmente quanto a atividade seguradora, se fazem cada vez necessários. Acumulando sucessivos aumentos e em 2015 representando 6,1% do PIB, o mercado segurador, juntamente com suas provisões chegou a totalizar 11%, segundo dados da SUSEP e ANS, porém mesmo nessas condições, medidas de ajuste e reformas fiscais, além da queda do crescimento econômico podem gerar também um esfriamento no mercado (BRASIL, 2015).

A saúde suplementar representou 39,8% dos prêmios de seguro em 2015, seguido pelo de pessoas com 35,5%. Esses ramos podem sofrer com menores adesões e diminuição de receita por conta dos problemas anteriormente elencados, mas propostas tomadas pelo governo podem representar uma priorização do setor privado (como cortes no orçamento). No entanto, considerando o forte aumento nos custos da saúde e o aumento da utilização dos serviços devido ao envelhecimento da população (que não são necessariamente os principais motivos do crescimento da insolvência das operadoras de planos de saúde, mas dificultam sua reversão), existe uma tendência de crescimento do risco de insolvência (GUIMARÃES; ALVES, 2009; BRASIL, 2015).

No conceito de Aguiar:

O mercado de saúde suplementar é hoje uma das atividades econômicas que mais agregam recursos financeiros a economia brasileira. A Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), órgão regulador deste mercado, apresentou em uma de suas publicações que, em 2012 o mercado continua crescendo financeiramente, mas por outro lado, o número de operadoras registradas foi de apenas 37, enquanto que cem operadoras tiveram o seu

registro cancelado no mesmo ano por problemas econômico-financeiros e administrativos (AGUIAR, 2009, p. 1).

Dentro desse contexto histórico, o estudo da ruína de uma carteira faz-se necessário para a atividade seguradora, auxiliando nas previsões e evitando antecipadamente possível insolvência. O nível da solvência da seguradora depende da avaliação do prêmio e das despesas, assim como o volume de capital inicial necessário para arcar com a sobrevivência da mesma. Em muitas situações, esse cálculo de probabilidade de ruína não é de todo exato, uma vez que apenas uma quantificação de forma aproximada ainda é possível para probabilidade de ruína em tempo finito. Esse problema será abordado de forma mais elaborada no tópico referente ao modelo discreto de Poisson, por se utilizardesse modelo e seus resultados para aproximar o cálculo da probabilidade no modelo contínuo (REIS; 2001).

Como qualquer outra empresa, uma seguradora tem que mostrar que seu capital e rendimento esperado (ativos) excedem os seus custos (passivos) para ser solvente. No setor de seguros, no entanto, ativos e passivos não são entidades conhecidas, estas dependem da taxa de sinistralidade, inflação, retorno de investimentos, e assim por diante. Desse modo, a avaliação de uma seguradora envolve um conjunto de projeções, visando o que se espera acontecer, para assim apresentar a melhor estimativa de ativos e passivos para o nível de solvência da empresa (CIBLACK, 2009).

Este trabalho tem por fim realizar análises e discussões de resultados obtidos a partir de uma simulação, bem como um levantamento da bibliografia sobre o tema. Para tanto, uma revisão de conceitos preliminares será feita a seguir, na seção dois. A seção três apresenta uma revisão da literatura sobre o processo de ruína, enquanto na seção quatro são descritos os aspectos metodológicos da pesquisa. A seção cinco apresenta os resultados obtidos e as discussões da pesquisa. Conclusões são apresentadas na seção seis.

1.1. Objetivo Geral

Este trabalho tem por objetivo estudar a importância da Probabilidade de Ruína em um plano de saúde suplementar e realizar uma simulação aplicando os seus conceitos mediante a base de dados de uma operadora de médio porte da região Nordeste do Brasil e o processo de simulação de Monte Carlo. Desta forma, como método, pretende-se calcular a probabilidade de ruína da operadora durante os próximos dez anos, ampliando-se os conhecimentos adquiridos com a literatura e propondo o processo de simulação de Monte Carlo como ferramenta para aferição da probabilidade de ruína das operadoras de plano de saúde em âmbito nacional.

1.2. Objetivos Específicos

- Realizar uma revisão bibliográfica sobre Teoria da Ruína e do conteúdo a ela relacionado.
- Efetuar uma simulação a partir de dados reais, explicando o seu método e aplicando-se o cálculo da probabilidade de ruína.
- Analisar e discutir os resultados das simulações, comparando-as e determinando a situação de solvência da empresa sob três quadros diferentes.
- Verificar os impactos no modelo gerados pela flutuação de variáveis aleatórias tais como: geração e aumento dos custos assistenciais, geração e aumento das despesas administrativas e aumento da reserva de risco.

1.3. Justificativa

Diante do pouco material referente ao estudo da ruína, procura-se expandir esse campo e propor o modelo de Simulação de Monte Carlo para analisar os seus aspectos, realizando previsões e sendo capaz de antecipadamente propor mudanças numa carteira de segura, afim de evitar insolvência. O dinamismo do mercado assim como sua competitividade e presença de diversas variáveis de risco, forçam que as empresas se especializem e adotem ferramentas mais apuradas no seu cálculo atuarial e gestão. Este trabalho, portanto, propõe-se a auxiliar nesse processo de tomada de decisão e aperfeiçoamento das técnicas adotadas.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Para se entender melhor o conceito de Teoria da Ruína, é necessária uma rápida conceituação de assuntos fundamentais para o tema proposto, como Processo Estocástico, Processo de Poisson, Teoria do Risco e o mais importante para a aplicação desses conceitos e sua parte de metodologia: a Simulação de Monte Carlo. Sobre a pesquisa mais ampla aqui proposta, Alzuguir e Moreira (2011) definem que o desenvolvimento da Teoria da Ruína permite o cálculo de diversas medidas tais como: déficit na ocorrência da ruína, distribuição dos lucros da seguradora e a própria probabilidade de ruína, entre muitos outros. Sendo assim, esta área passou a atrair grande atenção nos últimos anos, além de ganhar diversas novas contribuições para seu desenvolvimento.

2.1. Processo Estocástico

Um processo estocástico é composto por famílias de variáveis aleatórias (X) que evoluem ao longo do tempo (T) onde $X = \{X(t), t \in T\}$. Para Kac (1976) e Nelson (1985), qualquer tipo de evolução temporal ($X(t)$ é o estado do processo no tempo t), determinística ou essencialmente probabilística, que seja capaz de ser analisada em termos de probabilidade, pode ser chamada de processo estocástico.

Se T for um conjunto contável, X é um processo estocástico de tempo discreto, e se T for contínuo, o mesmo é um processo de tempo contínuo (ROSS, 1983). Pode-se dizer ainda que modelos estocásticos se contrastam com modelos determinísticos, uma vez que esses descrevem exatamente como o sistema irá se comportar com o tempo. Já no modelo estocástico, a evolução é ao menos parcialmente aleatória e se o processo for executado diversas vezes, não resultará em valores idênticos.

Modelos determinísticos são geralmente mais fáceis de analisar do que um processo estocástico. Entretanto, em muitos casos, modelos estocásticos são mais realistas, principalmente para problemas que envolvam “poucos números”. Por exemplo, suponha que tentamos modelar o comportamento de uma carteira de seguros, buscando saber como diferentes estratégias afetam sua sobrevivência. Modelos determinísticos não serão de muita ajuda, uma vez que eles ou preveriam ou a ruína completa ou a sobrevivência como um todo.

Num modelo estocástico, por sua vez, existiria uma probabilidade de insolvência, sendo possível estudar os efeitos das práticas aplicadas (CIBLAK, 2009).

2.2. Processo de Poisson

Para Ross (1983), um processo de Poisson $\{N(t), t \geq 0\}$ é um processo de contagem se $N(t)$ representar o número total de ‘eventos’ que aconteceram até o tempo t . O processo de Poisson é portanto, um processo estocástico de contagem a tempo contínuo, isto é $T = [0, \infty)$, e com espaço de estados $E = N = \{0, 1, 2, \dots\}$ (HINOJOSA; MILANÉS, 2011). Consequentemente, um processo de contagem $N(t)$ deve satisfazer:

- $N(t) \geq 0$;
- Se $s < t$, então $N(s) \leq N(t)$;
- Para $s < t$, $N(t) - N(s)$ é igual ao número de eventos que ocorreram no intervalo $(s, t]$.

Para um processo de contagem possuir incrementos independente, o número de eventos que ocorrem em intervalos diferentes deve ser igualmente independente. A mesma relação se faz para um modelo estacionário: a distribuição da quantidade de eventos que ocorrem no intervalo depende somente da extensão do intervalo de tempo. Ou seja, um processo possui incrementos estacionários se o número de eventos no intervalo $(t_1 + s, t_2 + s)$ tem a mesma distribuição que o número de eventos no intervalo $(t_1, t_2]$. (ROSS, 1983)

A suposição de incrementos independentes e estacionários equivale a dizer que, em qualquer ponto no tempo, o processo probabilisticamente reinicia a si próprio. Ou seja, em qualquer ponto a seguir ele é independente de todos que ocorreram previamente (por incrementos independentes), e também possui a mesma distribuição do processo original (por incrementos estacionários). Em outras palavras, o processo não tem memória (isto é, uma sequência de variáveis aleatórias independentes distribuídas uniformemente e possui incrementos estacionários, seguindo uma distribuição de Poisson) (KINGMAN, 1993; TIJMS, 1994).

Essas definições são importantes para determinar o que é um processo de Poisson com intensidade $\lambda > 0$, que segue as seguintes condições (ROSS, 1983):

- $N(0) = 0$;
- O processo possui incrementos independentes.

- O número de eventos em qualquer intervalo de duração t é uma distribuição de Poisson com média λt . Isto é, para todos $s, t \geq 0$,

$$P\{N(t + s) - N(s) = n\} = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}, t \geq 0 \quad n = 0, 1, \dots$$

Logo, um processo de Poisson possui incrementos estacionários e

$$E[N(t)] = \lambda t,$$

o que explica porque λ é chamado de intensidade do processo.

2.3. Simulação de Monte Carlo

Quando se utiliza um modelo matemático para descrever um sistema, é possível que o modelo seja complexo demais, ou então, não permita uma solução analítica. Neste caso, a simulação computacional pode ser considerada uma ferramenta de grande valia na obtenção de uma resposta para um problema particular. Quando o modelo envolve amostragem aleatória de uma distribuição probabilística, o método é designado Simulação de Monte Carlo (SOBOL, 1983; LEMENHE *et al.*, 2006; MACÊDO *et al.*, 2007).

Para Morse (1986), o método de Monte Carlo é um tipo especial de simulação utilizada em modelos envolvendo eventos probabilísticos. Esse método é denominado de Monte Carlo porque utiliza um processo aleatório, tal como um lançamento de dados ou o girar de uma roleta, para selecionar os valores de cada variável em cada tentativa. Com a disseminação dos computadores, a Simulação de Monte Carlo tornou-se mais prática mesmo que seja necessário atentar à disponibilidade de tempo e hardware no momento do processamento de dados.

A técnica de Simulação de Monte Carlo para a avaliação da incerteza consiste em duas fases (COX *et al.*, 2001): estabelecer o modelo de medição e avaliação do modelo. Em comparação com o modelo clássico, certas amplitudes e o fato de se tratar de variáveis estocásticas, ocasionam diferenças fundamentais no tipo de informações descrevendo as grandezas de entrada e na forma em que essa informação é processada para a obtenção da incerteza de medição. (CORRAR, 1993, DONATELLI; KONRATH, 2005, LEMENHE *et al.*, 2006, MACÊDO *et al.*, 2007).

Há de se tomar nota que na Simulação de Monte Carlo, o formato da distribuição de saída será obtido a partir da avaliação do modelo matemático, por meio da combinação de amostras aleatórias das variáveis de entrada, respeitando as respectivas distribuições. Assim, a partir do modelo matemático da medição, o método é capaz de descrever valores mensurados consistentes com a informação que se possui (MULLER, 2008).

Os modelos matemáticos não-lineares, distribuições assimétricas das grandezas de influência, contribuições não-normais dominantes, correlações entre grandezas de influência e outras dificuldades para a aplicação do método clássico não precisam receber atenção especial. De maneira similar, considerações sobre a normalidade da estimativa de saída e a aplicabilidade da fórmula de Welch-Satterthwaite tornam-se desnecessárias. Não obstante, a qualidade dos resultados obtidos irá depender dos seguintes fatores (COX, 2001):

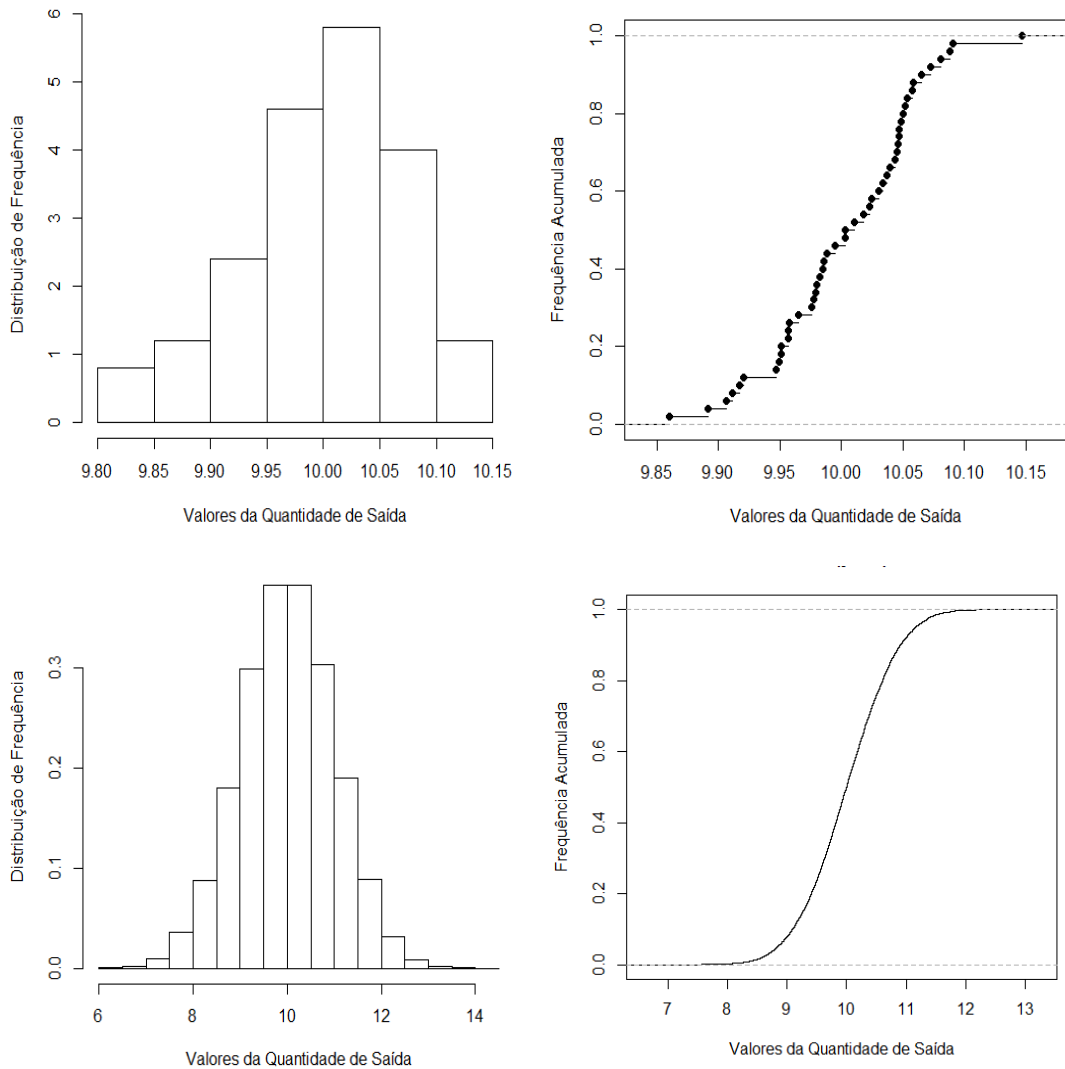
- representatividade do modelo matemático;
- qualidade da caracterização das variáveis de entrada;
- características do gerador de números pseudo-aleatórios utilizado;
- número de simulações realizadas (M);
- procedimento de definição do intervalo de abrangência.
- intensidade do ruído amostral e a redução na amplitude dos valores (significativas quando se trabalha com uma amostra de tamanho reduzido).

O erro amostral é influenciado pelo número de simulações realizadas como demonstrado na Figura 1. Para uma distribuição empírica normal com média $\mu = 10$ e desvio padrão $\sigma = 1$, a linha de gráficos superior apresenta o histograma (à esquerda) e a correspondente distribuição de frequência acumuladas (à direita), obtidos com $M = 50$. Na linha de gráficos abaixo, para $M = 10.000$ nota-se a aproximação da média para uma normal, com a curva gaussiana conforme o Teorema do Limite Central, ocasionada pela diminuição da variabilidade quando a amostra aumenta (BUSSAB; MORETTIN, 2002).

Uma quantidade maior de simulações, mesmo que considerada devidamente a capacidade de computações dos dados, produzirá uma diminuição do ruído amostral, resultando em estimações mais confiáveis do valor do mensurando e da incerteza de medição associada. Entretanto, cabe salientar que o erro amostral de simulação não é a única fonte de desvios potenciais na análise de incerteza por Simulação de Monte Carlo. Em particular, modelos matemáticos poucos representativos e grandezas de influência mal caracterizadas podem gerar desvios bem maiores e mais difíceis de serem detectado. Na solução desses problemas, aumentar radicalmente o número de simulações M para reduzir o erro amostral

pode não trazer o retorno esperado (BUSSAB; MORETTIN, 2002; GUM, 2003; DONATELLI; KONRATH, 2005).

FIGURA 1 – Distribuições empíricas por geração de números aleatórios com distribuição normal $N(10,1)$, para diferentes tamanhos de amostra ($M = 50$, posição superior, e $M = 10^3$, na posição inferior da tabela).



Fonte: Elaborado pelo autor.

2.4. Teoria do Risco

Segundo Rodrigues (2008), a Teoria do Risco pode ser compreendida com um sinônimo para Matemática de Seguros Não-Vida, na qual se busca uma modelagem científica que faça frente aos sinistros que chegam ao segurador, ajustando o quanto de segurança se

deve aplicar ao cálculo dos prêmios, de maneira a que o processo de ruína não ocorra. Essa modelagem deve ser capaz de garantir equilíbrio em face das variações aleatórias do risco segurado, sendo capaz de trazer a solvência ao segurador no longo prazo.

No processo de precificação do custo de um seguro existem três tipos de prêmio: prêmio de risco ou prêmio puro, prêmio esperado e prêmio comercial. Existem também quatro métodos de tarifação: julgamento ou subjetivo, sinistralidade, prêmio puro e tábua de mortalidade (SANTOS; BATISTA, 2013). Decorrente da imponderabilidade em um contrato financeiro capaz de gerar uma perda ao credor, faz-se necessário estabelecer um critério de mensuração do risco envolvido. Para tanto, o estudo e determinação de um prêmio capaz de garantir solvência ao credor, de forma que ele não seja oneroso e capaz de inviabilizar o negócio, é parte fundamental desse processo. O objeto da Teoria do Risco, portanto, é estabelecer um prêmio justo para um dano futuro mensurável, incerto, quanto ao prazo ou à ocorrência e independente das partes do contrato.

3. A TEORIA DA RUÍNA

Apesar da significativa relevância do tema, a busca na literatura sobre teoria da ruína aplicado a seguros, encontrou barreiras pelo pouco material publicado no Brasil com enfoque em atuária. Para Piroutek (2009), a ruína corresponde ao evento no qual o capital da entidade se torna menor ou igual a zero em um certo tempo t . Quando isso ocorre, a seguradora não possuirá recursos para pagar as obrigações assumidas. Ou seja, seu caixa é negativo e a ocorrência de um sinistro trará seu endividamento.

Fehracrescenta que:

A teoria da ruína utiliza modelos matemáticos para descrever a vulnerabilidade de insolvência e/ou ruína. A fim de assegurar a sustentabilidade de uma operação de seguro, deve-se avaliar rotineiramente o risco associado com a carteira contratos de seguro. A ruína é definida quando o excedente das apólices, da carteira ou da empresa torna-se negativo. O montante do excedente é equivalente à quantidade de interesse de uma apólice ou carteira. A modelagem de ruína é necessária ao planejamento e a manutenção financeira a longo prazo (FEHR, 2009, p. 1, tradução nossa).

Acerca das mais diferentes perspectivas de insolvência e métodos de como prevê-la, mitigá-la ou tratá-la, o conteúdo disponível é mais abrangente, e também o foco desta pesquisa por boa parte tratar igualmente de saúde suplementar. Assume-se por insolvência o estado no qual a empresa torna-se incapaz de cumprir com as obrigações financeiras na data de seu vencimento (MÁRIO *et al.*, 2006), bem como quando seus ativos forem inferiores ao valor dos seus passivos (VIANA, 2012). Diante desse contexto apresentado de risco, a ciência atuarial tem importante papel em estudar a insolvência.

Guimarães e Alves (2009) realizam uma comparação entre a literatura nacional e internacional (por meio da concentração nas *Health Maintenance Organizations* sobre modelos de previsão de insolvência com foco em operadoras de planos de saúde), constatando uma carência na literatura especializada. Entretanto, mesmo consideradas as diferenças estruturais e as políticas públicas de saúde dos países, a revisão da literatura internacional ainda é informativa, pois: “1) mostra que estudos desta natureza têm uma tradição já bem conhecida,

e 2) auxilia na identificação de variáveis que possam confirmar sua capacidade preditiva no contexto brasileiro”.

Como apresentado na Introdução deste trabalho, é muito importante uma pesquisa sobre o tema, propondo um método de análise fim de enriquecer o debate e propor a aplicação, seja por meio de estudos ou nas próprias operadoras de planos de saúde. Sobre esses métodos, a listar: Regressão Logística, entre outros (GUIMARÃES, 2000; LEMOS, 2008) e Correlação Espacial (PIROUTEK, 2009). Já para o de Simulação de Monte Carlo, o conteúdo é mais amplo e diversificado, embora com enfoque na precificação dos prêmios (NAKONECHNYI, 1995; LEMENHE *et al.*, 2006; MACÊDO *et al.*, 2007; MAIA *et al.*, 2007; CIBLAK, 2009; FEHR, 2009).

3.1.O Processo de Ruína

No modelo clássico de risco proposto por Crámer-Lundberg, as indenizações ocorrem segundo um processo de Poisson com determinada intensidade, o prêmio é fixo, cobrado de forma contínua ao longo do tempo, e as indenizações são consideradas pagas no instante da sua ocorrência (SOBRINHO, 2010; ASMUSSEN; ALBRECHER, 2010; CONSTANTINESCU; LO, 2013).

Seja $\{U(t), t \geq 0\}$ o processo de risco em tempo contínuo descrito por:

$$U(t) = u + P_{RET}(t) - S_{RET}(t), t \geq 0$$

Em que (MELO, 2015):

- $U(t)$ é a reserva da seguradora no instante de tempo t ;
- $S_{RET}(t)$ são as indenizações agregadas geradas pelos sinistros ocorridos no intervalo $(0, t]$;
- P é uma constante que representa o prêmio por unidade de tempo;
- $P_{RET}(t)$ é o volume de prêmios recebidos em $(0, t]$;
- $u = U(0)$ é a reserva inicial da seguradora.

Para esse modelo, assume-se as seguintes hipóteses para os dados:

1) $N(0, t]$ é o número de indenização pagas pela seguradora em $(0, t]$. Assumimos que $N(0, t]$ é um Processo de Poisson com intensidade λ .

2) $S_{RET}(t)(t) = \sum_{j=1}^{N(0,t]} X_j$, portanto $\{S_{RET}(t), t \geq 0\}$ é um processo de Poisson Composto.

3) $\{X_i\}_{i \geq 1}$ é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, independentes de $N(0,t]$ que representam as indenizações particulares geradas pelos sinistros.

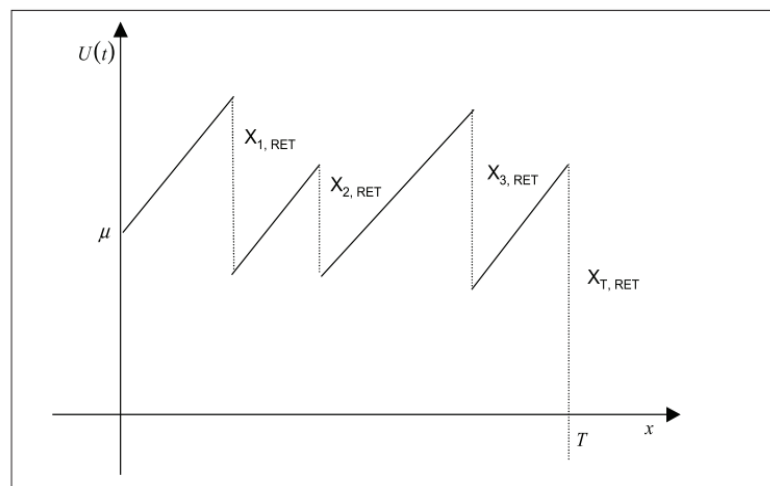
A legislação exige que a operadora de planos de saúde deva garantir, a todo o tempo, o cumprimento das responsabilidades assumidas perante os seus segurados. A data, a quantidade, a ocorrência e o montante das indenizações (custo assistencial) são variáveis aleatórias, e, na maior parte dos casos, desconhecidos no início do contrato (apólice). Em meio à natureza estocástica dos custos assistenciais, a ciência atuarial emerge como a engenharia para aferição e controle dos riscos envolvidos (LEMOS, 2008; SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016).

A ruína da empresa acontece exatamente quando os sinistros retidos menos os prêmios puros retidos superam a reserva de risco (u) num instante t qualquer, ou seja (KAAS, 2008):

$$P_{RET}(t) + u - S_{RET}(t) < 0 \rightarrow U(t) < 0$$

Seja X_{RET} a variável aleatória “valor do i -ésimo sinistro retido” e T o tempo onde a ruína ocorre, ou seja, os custos assistências menos os prêmios retidos superam a reserva de risco. Dessa forma a representação gráfica do processo de ruína pode ser observada na Figura 2.

GRÁFICO 1 – Evolução do processo de ruína



Fonte: Ferreira (2005, p. 105)

É importante ressaltar que o modelo proposto por Crámer-Lundberg não leva em consideração as despesas associadas com os contratos de seguro, as taxas de juros, os rendimentos provenientes dos investimentos, reajustes dos prêmios e nem as taxas administrativas, ou seja, o modelo leva em conta apenas as indenizações e os prêmios que geram a reserva da companhia seguradora (PIROUTEK, 2009).

3. 2. Fatores que influenciam o processo de ruína

O processo de ruína está relacionado a diversos fatores quantitativos (também já explorados na subseção anterior), entre os quais podem ser destacados os seguintes fatores quantitativos relacionados ao risco (FERREIRA, 2005; BORELLI; MONTI, 2014; SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016):

- a) Duração do processo: finito ou infinito;
- b) Prêmios retidos (mensalidades pagas) ($P_{RET}(t)$);
- c) Distribuição do valor total dos custos assistenciais ou sinistros retidos ($S_{RET}(t)$);
- d) Fundo inicial ou reserva de risco destinado para assumir o processo de ruína (u);
- e) Probabilidade de ruína ($\delta(u)$);
- f) Excedente existente no momento t ($U(t)$).

No setor de saúde suplementar, há outros fatores quantitativos que impactam no processo de ruína e tornam este evento estocástico ainda mais complexo, destacando-se:

- a) Unidade de tempo: mês ou ano;
- b) Reajuste dos prêmios (mensalidades);
- c) Aumento dos custos assistenciais (inflação da saúde);
- d) Rendimento da reserva de risco;
- e) Despesas administrativas;
- f) Aumento das despesas administrativas.

Considerando todos esses fatores listados acima, será dissertado como eles influenciam no processo de ruína. Inicialmente, deve-se definir um intervalo de tempo, mesmo que infinito, para o cálculo da probabilidade de ruína. A maioria das companhias seguradoras seguirão de perto o desenvolvimento do risco de negócio e aumentarão o prêmio se esse risco se comportar mal. O horizonte de planejamento pode ser pensado como a seguinte soma: o tempo até a informação de que o risco do negócio está “mal”, o tempo até a seguradora reagir a essa informação e o tempo até uma decisão de aumento dos prêmios surtir

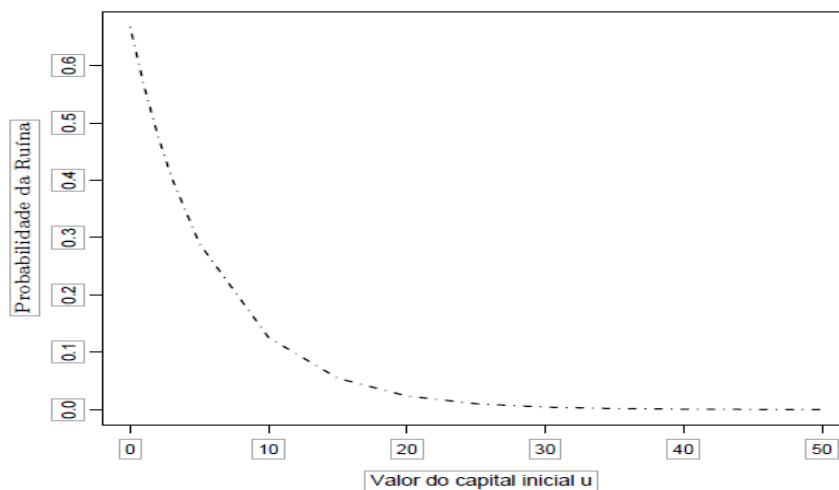
efeito. (BURNECKI; MÍSTA; WERON, 2005). Portanto, em seguros do ramo não-vida, pode ser natural considerar T igual a quatro ou cinco anos como razoável (GRANDELL, 1991).

Esses prêmios na forma de mensalidades (contraprestações pecuniárias) pagas pelos beneficiários do plano de saúde seguem as normas vigentes na legislação e seus reajustes, via de regras, são anuais. Analisando o propósito de estudo, a unidade de tempo definida para o cálculo depende deste aspecto: unidade de tempo mês ou ano (ANS, BRASIL, 2008; ANS, BRASIL, 2015).

No ramo seguro saúde, os sinistros retidos correspondem aos custos assistenciais, ou seja, os valores gastos com assistência médica (SÁ, 2012), deduzido o valor da coparticipação paga pelo beneficiário. Para a correta análise do comportamento dessas despesas, é necessário um estudo atuarial/econométrico com a aplicação de um modelo com índices próprios baseados nos aplicados pelo mercado.

Reserva de risco (u), é o valor que representa o quanto a empresa se dispõe a colocar em risco nas operações de seguro. Esse montante, naturalmente, deve ser função da sua capacidade econômica, ou seja, do seu patrimônio líquido (percentuais que variam de 25% a 50%). Um percentual menor comprometido com as operações de seguros, ou seja, um capital inicial menor, significa trabalhar com um risco maior de probabilidade de ruína (FERREIRA, 2005; PIROUTEK, 2009), embora $\delta(u)$ dependa também de outros fatores de risco relacionados aos contratos emitidos pela companhia seguradora. Ver Gráfico 3, representando a probabilidade da ruína quando as indenizações particulares têm distribuição Exponencial (0,5), para $\lambda = 1$, $c = 3$ e diferentes valores da reserva inicial (LE MOS, 2008).

GRÁFICO 2 - Exemplo do processo de ruína



Fonte: Adaptado de Lemos (2008, p. 31)

A reserva de risco pode sofrer influência ainda no seu montante com o investimento no mercado financeiro para que haja um rendimento (juros). Neste meio, destaca-se como taxa básica a taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para títulos federais (MENDONÇA, 2001; BCB, BRASIL, 2016; SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016).

As despesas administrativas, que segundo a ANS, Brasil (2015) “são todas as despesas das operadoras que não estejam relacionadas à prestação direta dos serviços de assistência à saúde”, juntamente com os custos assistenciais, sofrem impacto com o aumento geral da inflação. É importante que esse índice inflacionário adotado seja condizente com a realidade da operadora, assim como a distribuição do valor de um sinistro (BORELLI; MONTI, 2014).

Finalmente, sendo T o momento de ruína da operadora de plano de saúde, a probabilidade de ruína para um período finito é definida como (FERREIRA, 2002):

$$\delta(\mu, t) = P(T < t)$$

Para um período infinito, tem-se:

$$\delta(\mu) = P(T < \infty)$$

4.METODOLOGIA

Para o cálculo da probabilidade de ruína ano a ano durante um período de dez anos numa operadora de seguros de saúde suplementar, objetivo do estudo de caso deste trabalho, é necessária uma análise quantitativa e qualitativa a priori:

- 1) Metodologia da teoria da ruína no período finito;
- 2) *Data warehouse* Oracle e documentos de uma operadora de plano de saúde de grande porte situada na região Nordeste do Brasil;
- 3) Simulação de Monte Carlo.

Os dados extraídos do *data warehouse* compreendem o período de janeiro de 2015 a dezembro de 2015, referindo-se às contraprestações pecuniárias e custo assistencial dos beneficiários daquele ano. O valor do prêmio representa uma variável determinística, dado que não está sujeita a variações aleatórias. O custo assistencial, no entanto, é uma variável aleatória que apresenta uma distribuição de probabilidade com elevado grau de assimetria (LEMENHE *et al.*, 2006; SÁ, 2012).

Afim de se obter uma distribuição de probabilidade simétrica para os sinistros agregados, ou seja, do total dos beneficiários, é aplicado o processo de Simulação de Monte Carlo, de modo semelhante ao realizado por Macêdo *et al.* (2007). Despesas administrativas, reservas de risco e demais premissas foram extraídas da Demonstração do Resultado do Exercício (DRE) e definidas com suporte em relatórios e estudos realizados na operadora. Os valores totais dos custo assistencial, despesas administrativas e reservas de risco não serão divulgados em virtude de manter o sigilo das informações estratégicas da operadora selecionada para estudo.

Levando-se em conta esses dados obtidos, três simulações foram realizadas para reajustes de prêmios na ordem de 10%, 12% e um *mix* de 12%, 11% e 10%. Além disso, com base numa observação da operadora, optou-se por adotar uma distribuição de probabilidade triangular para o aumento dos custos assistenciais com parâmetros a , b e c correspondentes a 6%, 9% e 16%, respectivamente. Assim, seja X uma variável aleatória com distribuição de probabilidade triangular no intervalo $[a, b, c]$, na qual X refere-se ao aumento dos custos assistenciais, a e c são os valores extremos, por notação $X \sim T(6/100, 9/100, 16/100)$. (SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016).

No que tange o aumento das despesas administrativas, assume-se uma distribuição uniforme com parâmetros a e b , respectivamente 7% e 10%, ou seja, o aumento das despesas

administrativas $\sim U(0,07; 0,10)$. A taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para títulos federais foi adotada como juros do investimento da reserva de risco. Por esse retorno estar sujeito a eventos aleatórios ocasionados pela volatilidade do mercado financeiro, não sendo ideal para simulação a adoção de uma taxa fixa, considerou-se uma distribuição normal com média 9,18% e desvio padrão 15,53% representando o rendimento anual da reserva de risco, sendo estes parâmetros calculados como suporte no histórico da taxa Selic entre janeiro de 2012 a dezembro de 2014. Em suma, o rendimento da reserva de risco $\sim N(0,0918; 0,1553^2)$ (BCB, Brasil, 2016).

Tendo todas essas premissas definidas e com suporte na Simulação de Monte Carlo, o cálculo da probabilidade de ruína foi realizado considerando-se três cenários distintos para reajustes dos prêmios. O algoritmo do sistema foi desenvolvido no ambiente *Visual Basic Application* (VBA) com os seguintes passos para a primeira iteração (primeiro ano) (SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016):

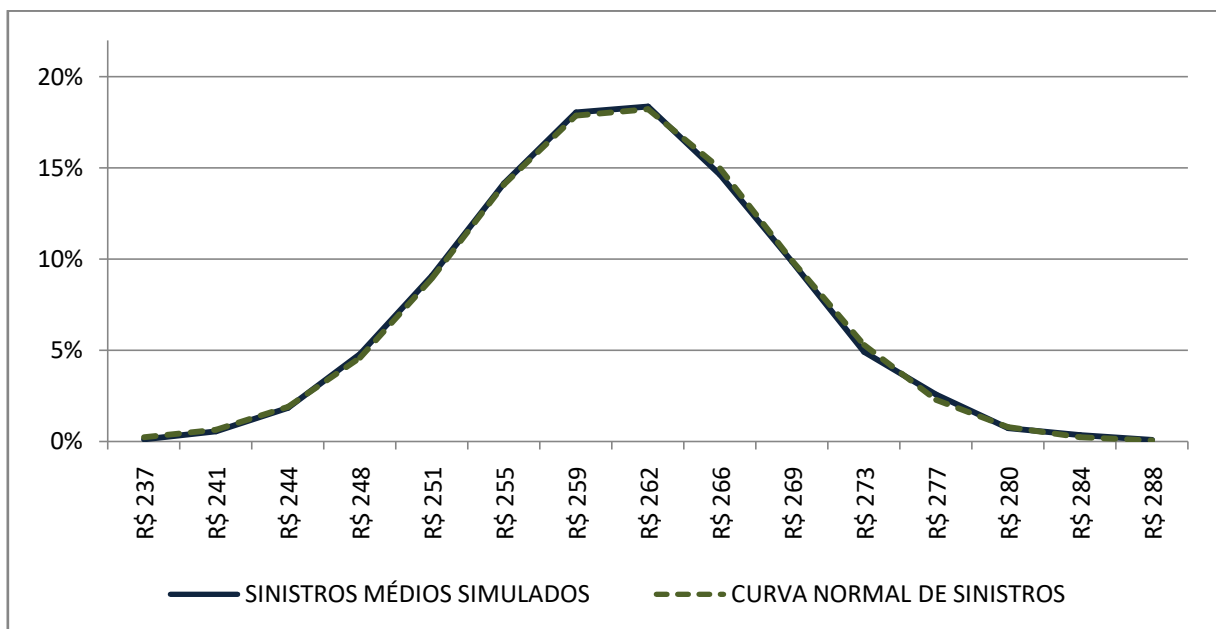
- 1) Aplicado nos prêmios os reajustes definidos de 10%, 12% e um *mix* (12%, 11% e 10%) ao ano, respectivamente;
- 2) Gerado um número aleatório. Com base na distribuição de um histograma dos custos assistenciais agregadas, o passo resulta, através do *Bootstrap* custo assistencial total do ano;
- 3) Gerado um número aleatório. Pela distribuição de probabilidade triangular T (0,06; 0,09; 0,16%) o passo retorna o percentual de aumento dos custos assistenciais do ano.
- 4) Gerado um número aleatório. Com suporte na distribuição uniforme U (0,07; 0,10), o passo retorna o percentual do aumento das despesas administrativas do ano;
- 5) Gerado um número aleatório. Utilizando-se da distribuição normal N (0,0918; 0,1553²) da taxa Selic, o passo retorna o percentual da taxa de rendimento da reserva de risco do ano;
- 6) Cálculo do excedente do ano através da fórmula da probabilidade de ruína, ou seja, Reserva de risco rentabilizada + Prêmios reajustados – Custo assistencial atualizado – Despesa administrativa atualizada;
- 7) *Loop*: em cada iteração há até dez repetições para que seja calculado o excedente do primeiro até o décimo ano ou até a ruína da operadora;
- 8) Cada iteração tem seu resultado armazenado.

A quantidade de iteração definidas foi de 10.000 repetindo-se três vezes (uma para cada simulação). Para maior aderência e confiabilidade do resultado, recomenda-se um número ampliado de até 50.000 iterações. O tempo total para o processamento da simulação

foi de cerca de 30 horas. As tabelas, gráficos, cálculos, modelagens, bem como as simulações foram realizadas com o auxílio do programa Microsoft Excel 2013 (SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016).

A normalidade para os sinistros médios simulados pode-se ser verificada no Gráfico 3 para 50.000 iterações, utilizando-se os dados fornecidos pela operadora (período de janeiro a dezembro de 1015).

GRÁFICO 3–Frequência dos Sinistros Médios Simulados (período janeiro a dezembro de 2015)



Fonte: Elaborado pelo autor

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

O histograma fornecido pela empresa em estudo é o mesmo apresentado na Tabela 2 abaixo. Através dela e aplicando-se a Simulação de Monte Carlo, foi possível encontrar o sinistro líquido (ou seja, o custo assistencial líquido)médio para as três simulações e com base em dados anteriores, como a despesa administrativa, elaborar o modelo para o cálculo da probabilidade de ruína.

TABELA 1- Custos Assistenciais (janeiro a dezembro de 2015)

LIMITES		VALOR MÉDIO DO CUSTO ASSISTENCIAL	FREQUÊNCIA	
INFERIOR	SUPERIOR		SIMPLES	ACUMULADA
R\$ 0,00	R\$ 0,00	R\$ 0,00	13,04%	13,04%
R\$ 1,00	R\$ 50,00	R\$ 25,50	2,92%	15,96%
R\$ 51,00	R\$ 100,00	R\$ 75,50	4,09%	20,05%
R\$ 101,00	R\$ 250,00	R\$ 175,50	10,91%	30,96%
R\$ 251,00	R\$ 500,00	R\$ 375,50	14,71%	45,67%
R\$ 501,00	R\$ 1.000,00	R\$ 750,50	19,55%	65,22%
R\$ 1.001,00	R\$ 2.500,00	R\$ 1.750,50	20,67%	85,89%
R\$ 2.501,00	R\$ 5.000,00	R\$ 3.750,50	7,13%	93,02%
R\$ 5.001,00	R\$ 10.000,00	R\$ 7.500,50	3,52%	96,53%
R\$ 10.001,00	R\$ 20.000,00	R\$ 15.000,50	1,51%	98,04%
R\$ 20.001,00	R\$ 30.000,00	R\$ 25.000,50	0,57%	98,61%
R\$ 30.001,00	R\$ 50.000,00	R\$ 40.000,50	0,45%	99,06%
R\$ 50.001,00	R\$ 100.000,00	R\$ 75.000,50	0,49%	99,55%
R\$ 100.001,00	R\$ 150.000,00	R\$ 125.000,50	0,17%	99,72%
R\$ 150.001,00	R\$ 250.000,00	R\$ 200.000,50	0,14%	99,87%
R\$ 250.001,00	R\$ 400.000,00	R\$ 325.000,50	0,08%	99,94%
R\$ 400.000,00	R\$ 600.000,00	R\$ 600.000,00	0,06%	100,00%
TOTAL			100%	

Fonte: Elaborado pelo autor

5.1 Reajuste de 10% sobre o valor dos prêmios

Para a primeira simulação, com 10% de reajuste anual nos prêmios pagos, notou-se (conforme a Tabela 2) a ocorrência de ruína em todo o período. O resultado para o primeiro ano, por exemplo, significou que somente 1 das 10000 iterações realizadas resultou em insolvência. Em outras palavras, a probabilidade de ruína da operadora no primeiro ano é muito baixa, apenas 0,01%.

Nos demais anos, no entanto, é possível considerar o aumento até o seu ápice de 5,8% no oitavo ano. A probabilidade de ruína acumulada, que é o principal dado a ser levado em conta, salta para 10,7% já no quinto ano e chega quase aos 40% no décimo, isto é, a probabilidade de a empresa tornar-se insolvente para o quinto ano é aproximadamente de 11%. O significativo aumento da probabilidade da ruína a partir do segundo ano é explicado pela reserva de risco ser capaz de sustentar a solvência da operadora nos primeiros anos, mesmo que os prêmios sejam inferiores que os sinistros.

Um percentual de 62% de chance de solvência em um período superior a 10 anos pode significar uma margem média ou regular de risco caso medidas como aumento dos prêmios e do capital disponível/investido não forem tomadas com o decorrer do período. Esse é um cenário que é melhor retratado nas simulações posteriores.

TABELA 2 – Probabilidade de ruína e suas iterações em 10 anos com reajuste de 10%.

ANO/STATUS	ITERAÇÕES	FREQUÊNCIA	
		SIMPLES	ACUMULADA
1	1	0,01%	0,01%
2	26	0,26%	0,27%
3	179	1,79%	2,06%
4	389	3,89%	5,95%
5	475	4,75%	10,70%
6	573	5,73%	16,43%
7	562	5,62%	22,05%
8	580	5,80%	27,85%
9	529	5,29%	33,14%
10	486	4,86%	38,00%
Solvência	6.200	62,00%	100,00%
Quantidade	10.000	100,0%	

Fonte: Elaborado pelo autor

5.2. Reajuste de 12% sobre o valor dos prêmios

A segunda simulação apresentou um resultado que pode ser considerado excelente, com expressiva redução da probabilidade de ruína em todos os anos, conforme a Tabela 4. Um fato interessante é que no terceiro ano não houve ruína e o aumento desta passa ocorrer em nível maior no quarto e quinto ano.~/

TABELA 3 – Probabilidade de ruína e suas iterações em 10 anos com um reajuste de 12%

ANO/STATUS	ITERAÇÕES	FREQUÊNCIA	
		SIMPLES	ACUMULADA
1	1	0,01%	0,01%
2	1	0,01%	0,02%
3	0	0,00%	0,02%
4	5	0,05%	0,07%
5	8	0,08%	0,15%
6	5	0,05%	0,20%
7	6	0,06%	0,26%
8	2	0,02%	0,28%
9	7	0,07%	0,35%
10	1	0,01%	0,36%
Solvência	9.964	99,64%	100,00%
Quantidade	10.000	100,0%	

Fonte: Elaborado pelo autor

O nível de solvência apresentou índice de 99,64%, uma melhora bastante significativa em relação a simulação anterior. Essa observação se reflete na diminuição dos índices de ruínas em todos os anos daqueles relativos ao reajuste de 10%.

5.3. Reajuste mixado (12%, 11%, 10%) sobre o valor dos prêmios

Essa simulação visa uma realidade mais próxima ao mercado com uma variação gradual nos índices de reajustes. Inicialmente, para os primeiros anos se praticou um aumento de 12%, passando para 11% nos anos 3 a 5 e, por fim, 10% nos anos 6 a 10. Analisando a Tabela 5 pôde-se observar que:

- a) A insolvência inicial é nula (ruína inexistente no primeiro ano).
- b) Novamente, a partir do terceiro ano o índice de insolvência aumenta, ocasionado também pela queda do reajuste.
- c) No sexto ano em diante ocorre fato análogo, mas em proporção maior ao mesmo tempo que o reajuste também diminui.
- d) A solvência final, de 95,42% é menor do que a para 12% de reajuste de prêmio.

Essa simulação tem por objetivo se aproximar mais de um cenário real, visto que ele está sujeito à flutuação de taxas tal como o retorno do investimento oriundo das aplicações do capital da empresa, com um reforço maior no reajuste dos prêmios nos primeiros anos. O

resultado de uma probabilidade de solvência menor em relação ao item anterior esteve dentro do esperado já que o reajuste de 10% a.a. ocorre apenas nos 5 últimos anos.

TABELA 4 – Probabilidade de ruína e suas iterações em 10 anos com um reajuste mixado (12%, 11%, 10%)

ANO/STATUS	ITERAÇÕES	FREQUÊNCIA	
		SIMPLES	ACUMULADA
1	0	0,00%	0,00%
2	1	0,01%	0,01%
3	6	0,06%	0,07%
4	8	0,08%	0,15%
5	27	0,27%	0,42%
6	34	0,34%	0,76%
7	50	0,50%	1,26%
8	82	0,82%	2,08%
9	113	1,13%	3,21%
10	137	1,37%	4,58%
Solvência	9.542	95,42%	100,00%
TOTAL	10.000	100,0%	

Fonte: Elaborado pelo autor

5.4. Comparativo das Simulações

Partindo de uma alta probabilidade de insolvência apresentado quando do reajuste de 10% até um cenário de relativa segurança em uma simulação a 12% a.a. de reajuste, pôde-se notar que em todos os casos, ao longo dos anos, a ruína tende a se tornar mais acentuada. Na situação do conjunto das três taxas, foi possível observar a influência que esse fator possui em uma única simulação como demonstrado pela variação da solvência: 62% para o reajuste de 10% a.a. e valores maiores que 95% para os demais casos.

É necessário destacar que os resultados acima foram produzidos conforme as premissas estabelecidas na Tabela 5, sendo importante frisar que alterações nestes parâmetros ensejam modificações na probabilidade de ruína da operadora. De tal forma, a manutenção da solvência da operadora não necessariamente consiste apenas em maiores reajustes dos prêmios. É possível a redução da probabilidade da ruína mediante uma eficiente gestão dos custos assistenciais e administrativos, aporte de reserva de risco e maior rentabilidade dos

investimentos oriundos do capital da reserva de risco (SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016).

TABELA 5 – Premissas e variáveis definidas para as simulações

Variável	Premissa
Prêmios pagos	Mantido em sigilo
Custos assistenciais total por Bootstrap	Mantido em sigilo
Despesa administrativa	Mantido em sigilo
Reserva de risco	Mantido em sigilo
Reajuste dos prêmios	10%, 12% e um <i>mix</i> (12%, 11% e 10%)
Aumento dos custos assistenciais	T (0,06; 0,09; 0,16)
Aumento das despesas administrativas	U (0,07; 0,10)
Rendimento da reserva de risco	N (0,918;0,1553 ²)

Fonte: Elaborado pelo autor

6. CONCLUSÕES

A análise dos resultados encontrados e das discussões, apontam que a prática do reajuste de 10% a.a. ao longo dos próximos 10 anos, norteia a operadora para uma situação de insolvência, o que não condiz com as boas práticas atuariais. As simulações de 12% e do reajuste mixado (12%, 11%, 10%) configuram uma melhor situação para empresa, com destaque ao índice de solvência de 99,64% para o caso de 10% de reajuste. Em todas as situações, a reserva de risco inicial foi capaz de conter a ruína nos primeiros anos, mesmo que os prêmios pagos sejam inferiores aos sinistros.

As probabilidades aferidas derivam das premissas definidas, sendo importante frisar que alterações nestes parâmetros fornecem novos resultados. Este fato possibilita aos gestores da empresa identificar de forma antecipada o impacto de ações estratégicas para a manutenção da solvência da operadora, tais como contingenciamento (resseguro), aumento dos reajustes dos prêmios, gestão dos custos assistenciais e administrativos, aporte de uma maior reserva de risco e maior probabilidade dos investimentos oriundos do capital da reserva de risco (SÁ; MACIEL JÚNIOR; REINALDO, 2016).

Com o levantamento da bibliografia pôde-se concluir sobre o pouco material específico relativo ao tema, mas que este trabalho esforçasse em contribuir para um maior interesse sobre o conteúdo além de comprovar sua importância relativa à gestão atuarial das empresas operadoras de seguro, em especial seguro de saúde suplementar. Uma vez com o amparo de uma metodologia, foi possível averiguar os efeitos do aumento principalmente do variável reajuste dos prêmios.

Como itens para estudos futuros ressaltam-se, por exemplo: a comparação entre uma situação real ao decorrer de 10 anos com a previsão feita no início desse período, além de incluir variáveis que servem de base para a projeção das receitas, tais como: número de vendas, número de inclusões, números de exclusões, investimentos, dividendos e impostos, dentre outras. Outro tema seria a comparação do método de Monte Carlo e aqueles realizados por outros autores.

Analisando-se as três simulações, é possível determinar que um aumento do reajuste dos prêmios a 12% é necessário para uma maior segurança quanto ao risco de insolvência, sendo o cenário do mix de 12%, 11% e 10% uma aproximação do que pode ser aplicado diante da observação do mercado, também um outro tema para possíveis futuros trabalhos. Além disso, uma estratégia para se proteger contra a ruína, seria a empresa investir parte de

seus recebimentos em ações e outra parte no tesouro ou renda fixa, dado o rendimento financeiro que ela obterá e através da margem obtida, conseguirá honrar a cobertura dos sinistros, sem que isto cause um impacto em seu capital de giro (ALZUGUIR; MOREIRA, 2011).

Utilizando a Simulação de Monte Carlo, a presente pesquisa foi satisfatória para o cálculo da probabilidade de ruína, atingindo o objetivo proposto: o estudo da teoria da ruína e suas técnicas de apuração numa operadora de seguros em um intervalo de 10 anos. Tendo em vista o uso de conceitos como também o cálculo, não só sobre a influência do reajuste, mas também sobre variações no custo assistencial, despesas administrativas, reserva de risco, reajuste dos prêmios, aumento de custos assistências, aumento de despesas administrativas e rendimento da reserva de risco, essa pesquisa apresentou conhecimento valioso para o processo de tomada de decisão empresarial.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, Wellington Sousa; MENEZES, Francisco VildeanLameu de; XAVIER, William Sheldon Maia; GONÇALVES, Antônio Augusto. **Avaliação de solvência financeira: um estudo de caso entre operadoras de plano de saúde suplementar do Nordeste e Sudeste.**In: CONGRESSO NACIONAL DE EXCELÊNCIA EM GESTÃO, 2014, Rio de Janeiro, Brasil. Anais... 2014.
- ALZUGUIR, Andréa Micheli; MOREIRA, Luciana Schmid Blatter. **Somas Aleatórias em Modelos de Ruínas.**PUC-RJ, Rio de Janeiro, 2011.
- ASMUSSEN, S.; ALBRECHER, H. **Ruin Probabilities.**WolrdScientific, 2010.
- BRASIL. Agência Nacional de Saúde Suplementar - ANS. **Resolução Normativa 171**, Rio de Janeiro, 2008.
- BRASIL. Agência Nacional de Saúde Suplementar - ANS. **Caderno de Informação de Saúde Suplementar.** Rio de Janeiro: Dezembro/2015.
- BRASIL. Banco Central do Brasil – BCB. **Taxa Referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic): Histórico das taxas de juros.** Brasília: BCB, 2016. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/Pec/Copom/Port/taxaSelic.asp>
- BRASIL. Superintendência de Seguros Privados – SUSEP. **Sistema de Estatística da SUSEP.** Rio de Janeiro, 2015.
- BORELLI, Elizabeth; MONTE, Jardel Marques. **Análise da Aplicabilidade Mercadológica do Seguro Ambiental no Brasil.** Revista Eletrônica do Departamento de Ciências Contábeis & Departamento de Atuária e Métodos Quantitativos da FEA – Redeca, v.1, n. 1. Jan- Jun. 2014 p. 01-20. PUC-SP, São Paulo, 2014.
- BURNECKI, Krzysztof; MIŚTA, Pawel; Weron, Aleksander. **Statistical Tools For Finance and Insurance.**Berlim, 2005.
- BUSSAB, Wilton de O; e MORETTIN, Pedro A. **Estatística Básica. 5ª edição.** São Paulo: Saraiva, 2002.
- CIBLAK, Abdil. **Determining Ruin Probabilities with Monte Carlo Simulation.**Amsterdam, 2009.
- CONSTANTINESCU, Corina; LO, Joseph. **The Classical Model With Mixed Exponential Claims.**InstituteofActuaries, 2013.

- CORRAR, Luiz João. **O Modelo Econômico da Empresa em Condições de Incerteza Aplicação do Método de Simulação de Monte Carlo**. Caderno de Estudos, n. 8, p. 1-11, 1993.
- COX, M.G. *et al.* **Use of Monte Carlo Simulation for Uncertainty Evaluation in Metrology**. In: Advanced Mathematical & Computational Tools in Metrology V. Singapore: World Scientific Publishing, 2001.
- DONATELLI, Gustavo Daniel; KONRATH, Andréa Cristina. **Simulação de Monte Carlo na Avaliação de Incertezas de Medição**. Revista de Ciência & Tecnologia, v. 13, n. 25/26, p. 5-15, 2005.
- FEHR, Ashley. **Ruin Theory**. George Mason University, EUA, 2015
- FERREIRA, Paulo Pereira. **Modelos de precificação e ruína para seguros de curto prazo**. Funenseg, 2005.
- GUIMARÃES, André Luiz de Souza; ALVES, Washington Oliveira. **Preveno a Insolvência de Operadoras de Plano de Saúde**. São Paulo, 2009
- GUM. **Guia para a Expressão da Incerteza de Medição. 3a .ed. bras. do Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement**. Rio de Janeiro: INMETRO, ABNT, 2003.
- GRANDELL, J. **Aspect of Risk Theory**. Nova York, 1991.
- HINOJOSA, Adrian; MILANÉS, Aniura. **Uma Introdução aos Processos Estocásticos com aplicações**. UFMG, 2011.
- KAAS, Rob; DHAENE, Jan; GOOVAERTS, Marc; DENUIT, Michel. **Modern Actuarial Risk Theory**. New York, 2008.
- KAC M. & LOGAN J. **Fluctuation Phenomena**, eds. E.W. Montroll & J.L. Lebowitz, North-Holland, Amsterdam, 1976.
- KINGMAN, John Frank. **Poison Processes**. Oxford, 1993.
- LEMENHE, Flávio; CAPELO JÚNIOR, Emílio; ROCHA, Carlos Artur Sobreira; ALEXANDRE, João Welliandre Carneiro; CIARLILE, Aíla de Fátima Silva. **O método de Simulação de Monte Carlo para precificação de planos de saúde: uma abordagem didática**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO – ENEGEP, 2006, Fortaleza, CE, Brasil. Anais... 2006.
- LEMONS, Silvia Regina Ribeiro. **Probabilidade da Ruína no Mercado de Seguros: Fundamentos Teóricos e Alguns Resultados de Simulação**. 2008. 140 f. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008)
- MACÊDO, David Gradwohl de LOPES JÚNIOR, Elias Pereira; CAPELO JÚNIOR, Emílio; MAIA, Glawter Lima; ROCHA, Carlos Artur Sobeira; ALEXANDRE. João

- WelliandreCarneiroo. **Determinação do Custo Assistencial em Planos de Saúde Através de Simulação.** In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO – ENEGEP, 27, 2007, Foz do Iguaçu, PR, Brasil. Anais... 2007.
- MÁRIO, Poueri do Carmo; CARDOSO, Ricardo Lopes; MARTINS, Vinícius Aversari; MARTINS, Eliseu. **Insolvência, Regulação e Valor de Liquidação no Mercado de Seguros Brasileiro.** Contabilidade Vista & Revista, v. 17, n. 4, p. 73-95, 2006.
- MELO, Evandro M. de. **Modelo de Risco Não-Homogêneo com Prêmios e Taxas Variáveis no Tempo.** São Paulo: fevereiro de 2015.
- MENDONÇA, Helder Ferreira de. **Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro.** Economia e Sociedade, v. 16, p. 65-81, 2001.
- MORSE, Wayne J. e ROTH, Harold P. **Cost Accounting: Processing, Evaluating, and Using Cost Data.** 3ª Edição. Editora Addison Wesley, 1986.
- MULLER, Ademir. **Simulação Estocástica: O Método de Monte Carlo.** Curitiba, 2008.
- NAKONECHNYI, A. N. **Monte-Carlo estimate of the probability of ruin in a compound Poisson model of risk theory.** Ucrânia, 1995.
- NELSON E. **Quantum Fluctuations.** Princeton University Press, Princeton, 1985.
- PIROUTEK, Aline Martines. **Probabilidade de Ruína com eventos espaciais.** Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2009.
- REIS, Alfredo D. Egídio dos. **Teoria da Ruína.** Lisboa, 2011.
- RODRIGUES, José Angelo. **Gestão de Risco.** Editora Saraiva, 2008.
- ROSS, Sheldon M. **Stochastic Process.** Willey, New York, 1983.
- SÁ, Marcelo Coelho de. **Análise dos Custos Assistenciais de Uma Operadora De Planos De Saúde No Brasil.** UFRN, Natal – RN, 2012
- SÁ, Marcelo Coelho de; MACIEL JÚNIOR, José Nazareno; REINALDO, Luciana Moura. **Processo de Ruína Finito: Um Estudo de Caso na Saúde Suplementar no Brasil.** In: II Seminário de Ciências Contábeis e Atuariais da Universidade Federal da Paraíba, 2016, João Pessoa, PB, Brasil, Anais... 2016.
- SANTOS, Luiz. BATISTA, Maickel. Teoria do Risco. In: SIMPÓSIO DE ATUÁRIA, 2013, Paraíba, Brasil. Anais... 2013.
- SOBOL, I. **O Método de Monte Carlo.** Editora Mir, 1983.
- SOBRINHO, Carla Verônica Teixeira. **Ruína e Resseguro: Modelos Contínuos e suas Aproximações.** PUC-RIO, 2010.
- TIJMS, H. C. **Stochastic Models. An Algorithmic Approach.** Wiley, Chichester, 1994

VIANA, Andson de Freitas. **Um Estudo Sobre a Insolvência das Operadoras de Planos de Saúde**. 2012. 34 f. UFC, Fortaleza, CE, 2009.